

教育与人力资本分布状况对我国经济增长的影响

傅 征

(武汉大学 经济与管理学院, 湖北 武汉 430072)

[作者简介] 傅 征(1979), 女, 湖北武汉人, 武汉大学经济与管理学院经济学系博士生, 主要从事动态经济学研究。

[摘 要] 如果用人均受教育年限和教育基尼系数这两个指标来衡量我国的教育分布状况, 我们就会发现: 我国居民总体的受教育程度仍然偏低, 人力资本平均水平和教育分配的不平等程度对经济增长分别有正的和负的影响, 东部和中部地区对人力资本分布平等性的依赖程度要超过西部。为了改善我国教育分布状况, 应大力普及义务教育、允许多种形式的教育投入和建立学费听证会制度, 以促进教育的公平增长。

[关键词] 教育分布状况; 人均受教育年限; 教育基尼系数

[中图分类号] G40 054 [文献标识码] A [文章编号] 1672 7320(2006)06 0747 08

在第一次全国人才工作会议上, 温家宝总理指出, 国家兴盛, 人才为本; 人才培养, 教育为本。开发人才资源必须优先发展教育。要通过发展各级各类教育, 努力构建人人享有学习和成才机会的学习型社会。党中央站在推进改革开放和社会主义现代化的高度, 做出了人才资源是第一资源的科学论断, 提出了“人才强国”战略, 并进一步指出了教育在人才发展中的重要作用。因此, 研究分析我国目前教育发展的状况, 发现其中存在的问题, 并提出相应的对策和建议, 具有十分重要的现实意义。

教育的发展主要体现在两个方面: 一是随着受教育者受教育年限的增加, 教育的质量水平是否有所提高; 二是随着经济的不断发展, 人们受教育的机会是否有所增加, 教育不平等的现象是否有所改善。前者关系到教育的效率问题, 后者则涉及教育的公平问题。教育的效率与公平问题会严重地影响经济发展的质量。

教育产品可视为一种资本——人力资本, 欲考察教育在各地区发展的状况, 首先必须研究人力资本分布状况的统计计量方法, 找出比较合适的衡量指标。许多文献对作为一个整体的人力资本平均水平与经济增长之间的关系进行了计量分析, 但这些研究有着共同的缺陷: 它们只做了总量分析, 而忽略了人力资本在地域上分布的不平衡性对经济增长的影响。可能是由于数据的获取较为困难, 有关人力资本分布差异与经济增长之间关系的实证性研究文献相对较少, 目前比较有代表性的文献有 Birdsall 和 Londoño^[1] (第 32 37 页), 以及 López、Thomas 和 Wang 撰写的两篇文章。

Birdsall 和 Londoño 用各国受教育年数的标准方差来衡量人力资本分布差异, 用基尼系数衡量收入与土地的不平等。López、Thomas 和 Wang 分析了人力资本积累与人力资本分布的状况这两个变量对人均收入、经济增长的影响。这两篇文章的不足之处在于: 用标准方差来衡量人力资本不平等性只能研究人力资本分布的绝对值; 用教育多样性系数以及对数后的标准离差来表示人力资本分布状况, 不足以证明人力资本分布状况对于经济增长具有显著的负效应。另外, Thomas、Wang 和 Fan 虽没有做太多的模型回归分析, 但对教育基尼系数的两种计算方法作了详细阐述, 并给出了相应的指标值。

在国内的文献中,对教育与经济增长关系的研究,已有众多的研究成果。其中,王家赠^[2](第 10 17 页)利用第四次人口普查的数据资料,对我国各地区人力资本分配情况与经济增长关系进行了初步的分析,发现居民的总体受教育程度对经济增长没有明显的作用,但是人力资本基尼系数对东部地区经济增长有很大的贡献。叶茂林等^[3](第 89 92 页)通过构建教育生产函数,从不同教育程度劳动力角度揭示了教育对经济增长的贡献与作用。经他们研究发现,高等教育程度的劳动力的产出弹性最高,初等教育程度及以下劳动力的产出弹性最小。

一、衡量教育分布状况的指标及计算方法

(一)指标概念与计算公式

为了更好地研究教育分布状况与经济增长之间的关系,本文从两个角度来考察教育在地域上分布的差异性,一是用“人均受教育年限”来表示一个群体的人力资本平均水平,并分别计算出各省市居民的人均受教育年限和劳动人口的人均受教育年限;二是采用基尼系数法来计算“教育基尼系数”,以反映教育在不同区域间分配的不平等。

1. 人均受教育年限

类似于 Barro 和 Lee 的做法,本文也用“人均受教育年限”来表示人力资本,计算公式为:

$$H = \frac{\sum P_i E_i}{P} \quad (1)$$

式中 P_i 为某一人口群体中具有第 i 种文化程度的人口数, E_i 为具有第 i 种文化程度的人口的受教育年数系数(以下简称为系数), P 为该人口群体的总人数。计算人均受教育年限时,需对三个要素即特定的人口群体(P)、受教育程度分类(i)和系数(E_i)进行界定。按照统计年鉴中对居民受教育程度的划分方法,有文盲、小学、初中、高中和大专及以上这 5 种受教育水平,分别对应于 $i = 0, \dots, 4$ 。

2. 教育基尼系数

“教育基尼系数”(Education Gini Coefficient)是用来反映教育机会分布不平等程度的指标^[4](第 187 200 页),有直接法和间接法两种计算方法。直接法定义为:一国中所有可能的个人组合受教育程度绝对差异总和的一半与平均受教育程度之间的比率。计算公式如下:

$$G^h = \frac{1}{2H} \sum_{i=0}^n \sum_{j=0}^m | \hat{x}_i - \hat{x}_j | n_i n_j \quad (2)$$

其中, H 为 15 岁及以上人口平均接受教育的年数, i 和 j 代表不同的教育水平, n_i 和 n_j 表示某一给定教育水平的人口份额, $\hat{x}_i$ 和 $\hat{x}_j$ 代表各个教育水平的平均累积受教育年数(x_i 定义为第 i 个教育层次的平均受教育年数)。如果还是划分为 5 种受教育水平,则有:

$$\begin{aligned} \hat{x}_0 &= x_0 = 0, \hat{x}_1 = x_1, \hat{x}_2 = x_1 + x_2, \\ \hat{x}_3 &= x_1 + x_2 + x_3, \hat{x}_4 = x_1 + x_2 + x_3 + x_4 \end{aligned} \quad (3)$$

这里,根据“人均受教育年限”的定义,有:

$$H = x_1 n_1 + (x_1 + x_2) n_2 + (x_1 + x_2 + x_3) n_3 + (x_1 + x_2 + x_3 + x_4) n_4 \quad (4)$$

将(3)式、(4)式代入(2)式,整理得:

$$G^h = n_0 + \frac{n_1(n_2 + n_3 + n_4)x_2 + (n_1 + n_2)(n_3 + n_4)x_3 + (n_1 + n_2 + n_3)n_4x_4}{n_1x_1 + n_2(x_1 + x_2) + n_3(x_1 + x_2 + x_3) + n_4(x_1 + x_2 + x_3 + x_4)} \quad (5)$$

把文盲、小学、初中、高中和大专及以上受教育年限分别定为 0 年、6 年、3 年、3 年和 4 年(即 x_i 的取值),则教育基尼系数可由公式(5)直接算出。

间接法的教育基尼系数通过两个步骤计算:首先,根据接受各层次教育的人口所占的比例以及获得每个层次教育程度所需的年数绘制教育洛伦兹曲线。该曲线显示出各种比例人口接受教育的累计年

数。然后,计算教育洛伦兹曲线和 45 度线(理想的社会公平线)之间的面积同整个三角形之间的比率(即教育基尼系数)。教育基尼系数越大,表示教育分配越不公平;反之,则表示越公平。表 1 中列举了 12 个中等收入国家部分年份的教育基尼系数。

表 1 一些国家部分年份的教育基尼系数

国家	1970 年	1975 年	1980 年	1985 年	1990 年	1995 年
中国	0.5 985	0.5 541	0.5 094	0.4 937	0.4 226	0.3 970
印度	0.7 641	0.7 429	0.7 517	0.7 238	0.6 861	0.6 520
委内瑞拉	0.5 789	0.5 585	0.3 919	0.3 970	0.4 209	0.4 450
马来西亚	0.5 474	0.5 150	0.4 719	0.4 459	0.4 204	0.3 930
韩国	0.5 140	0.3 942	0.3 383	0.2 877	0.2 175	0.1 890
墨西哥	0.5 114	0.4 990	0.4 978	0.4 695	0.3 839	0.3 380
哥伦比亚	0.5 095	0.4 594	0.4 726	0.4 752	0.4 864	0.4 900
巴西	0.5 091	0.4 290	0.4 463	0.4 451	0.3 929	0.3 620
秘鲁	0.5 048	0.5 028	0.4 258	0.4 371	0.4 311	0.4 270
菲律宾	0.4 327	0.3 578	0.3 404	0.3 360	0.3 285	0.3 050
泰国	0.4 185	0.4 257	0.3 591	0.3 891	0.3 915	0.3 940
智利	0.3 296	0.3 327	0.3 151	0.3 120	0.3 135	0.3 270

资料来源:López 等(1998), Thomas 等(2001),除中国外 11 个国家的教育基尼系数按照 1970 年降序排列。

由表 1 可知,在表中列举的几个年份里,中国的教育基尼系数在所比较的 12 个国家中是非常高的(印度为最高),说明中国的教育不平等状况比较严重,这值得我们注意。令人欣喜的是,中国的教育基尼系数在 1970 年为 0.5 985,而到了 1995 年,则下降为 0.3 970。我们知道,1970 年到 1995 年正是中国经济高速发展的时期。因此可以说,中国教育的不平等状况随着改革开放的推进和经济的不断增长,得到了明显的改善。韩国的教育基尼系数由 1970 年的 0.5 140 下降为 1995 年的 0.1 890 的事实,也与韩国经济在这段时间的强劲增长相吻合。由此我们可以推断,教育发展与经济增长之间具有一种相互关系,即随着经济的不断增长,教育基尼系数呈现下降的趋势,教育的分布更加趋于公平;另一方面,教育分布状况的改善,也有利于推动经济的增长。

(二)中国从业人口的人均受教育年限的具体计算

为了研究我国劳动人口的受教育情况,参考叶茂林等^[3](第 89 92 页)的做法,可把从业人员按受教育程度分为“初等教育程度及以下劳动力”、“中等教育程度劳动力”、“高等教育程度劳动力”和“研究生教育程度劳动力”这 4 个类别,并将各自的受教育年限分别定为 4.78 年、9.71 年、15.27 年和 20 年。

以历年《中国人口统计年鉴》和《中国劳动统计年鉴》公布的数据为基础,并参考叶茂林等中的有关数据,可计算出 1981-2003 年中国从业人口的人均受教育年限,见表 2(由于文章篇幅所限,表中只给出部分年份的数据)。从表中数据可以看出,在 1981-2003 年的 20 多年里,我国从业人口的平均受教育程度是不断上升的,但总的水平仍然不高,2003 年的从业人口人均受教育年限也仅有 8.32 年,还不到 9 年(即完成义务教育的年限)。

表 2 1981-2003 年从业人口的人均受教育年限

年份	1981	1985	1990	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
人均受教育年限 (单位:年)	6.68	6.67	6.4	7.28	7.49	7.61	7.6	7.67	7.76	8.13	8.2	8.32

(三)中国各省(市)居民人均受教育年限和教育基尼系数的具体计算

1. 根据人口普查资料进行计算

根据前面提到的简便计算公式(4)和(5),利用中国近几次人口普查的数据,选取《中国人口统计年鉴》中的指标“每十万人拥有小学以上文化程度人口”,即可分别算出 1982 年、1990 年和 2000 年各省的

教育基尼系数和人均受教育年限。由于数据较多,这里只列出 2000 年的计算结果,如表 3 所示。还可绘制出人均受教育年限(图中用 AVEDU 表示)和教育基尼系数(图中用 EGINI 表示)这两个指标的散点图,参见图 1。

表 3 2000 年中国各省(市)的人均受教育年限和教育基尼系数

东部			中部			西部		
省份	H	G ^h	省份	H	G ^h	省份	H	G ^h
北京	8.841	0.2700	山西	6.522	0.2923	重庆	5.916	0.3092
天津	7.753	0.2832	内蒙古	6.463	0.3179	四川	5.726	0.3203
河北	6.425	0.2834	吉林	6.981	0.2768	贵州	4.741	0.4057
辽宁	7.137	0.2749	黑龙江	6.964	0.2749	云南	4.981	0.3834
上海	8.173	0.2744	安徽	5.696	0.3359	西藏	2.597	0.6536
江苏	6.615	0.2951	江西	6.095	0.3035	陕西	6.389	0.3176
浙江	6.192	0.3129	河南	6.342	0.2899	甘肃	5.271	0.4042
福建	6.253	0.2975	湖北	6.525	0.2980	青海	4.955	0.4677
山东	6.314	0.3105	湖南	6.461	0.2757	宁夏	5.605	0.3999
广东	6.579	0.2923				新疆	6.252	0.3404
广西	6.129	0.2868						
海南	6.201	0.3255						

资料来源:《中国人口统计年鉴 2001》。

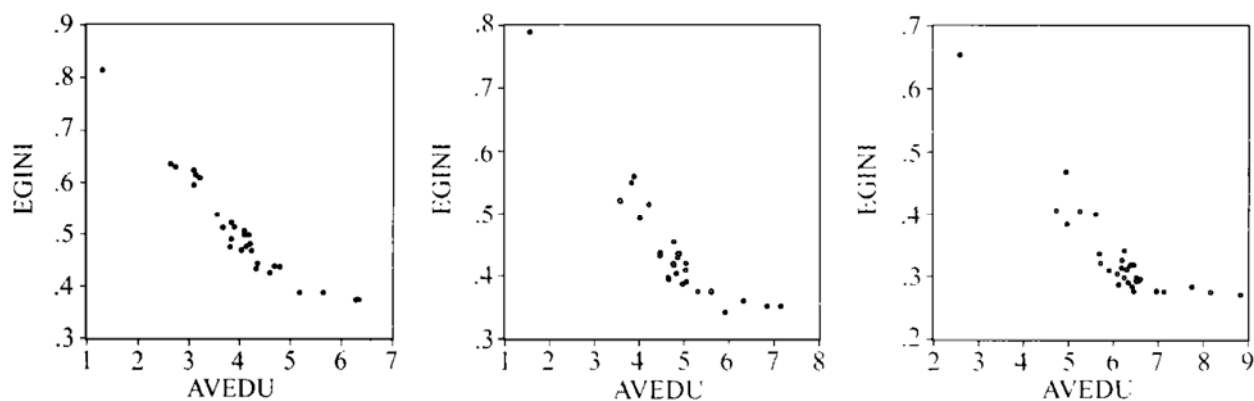


图 1 1982、1990、2000 年各省(市)AVEDU 与 EGINI 的散点图

2. 根据人口抽样调查资料进行计算

由于普查资料的年度数据太少,不利于进行模型估计。根据历年《中国统计年鉴》中“各地区按性别和受教育程度分的人口”中全国各省市 6 岁及 6 岁以上的人口受教育情况的抽样调查统计数据,同样利用公式(4)和(5)对有关数据进行加工整理,便可算出人均受教育年限和教育基尼系数。

3. 几点结论

从普查和抽样调查中获取并加工整理后得到一系列的数据,通过比较分析这些数据随时间变化的趋势以及它们之间的相互关系,可以看出:

(1)在 1990~2004 年的 10 多年里,虽然大多数省份的人均受教育年限呈现上升趋势、教育分布的不平等程度有所下降,但我国居民的总体受教育程度还是偏低。我国各省市的人均受教育年限多数在 6 年左右,连北京、上海、天津这三个直辖市的人均受教育年限也不到 9 年。这表明居民的受教育程度主要集中在初、中级水平,也就是小学、初中及高中;而文盲或半文盲和大专以上的比例相对较小。

(2)从总体上看,经济相对发达的东部各省的人均受教育年限、教育基尼系数这两项指标都比中部和西部省份要好,中部各省又比西部省份好。

(3)人均受教育年限和教育基尼系数这两个指标间存在着明显的负相关性,人均受教育年限越高,

教育基尼系数就越低。根据表3中的数据,可算得这两个指标的相关系数为-0.8610。再从EGINI和AVEDU这两个指标的散点图中可以看出,它们之间的趋势性非常明显,这说明教育水平较高的省份的教育资源分配比教育水平较低的省份更为平等。

二、教育分布状况与经济增长关系的计量模型

(一)理论模型

估算人力资本对经济增长贡献多用Cobb Douglas生产函数为基础的模型,形式如下:

$$Y_t = A_t K_t^{\beta_1} (L_t H_t)^{\beta_2} \quad (6)$$

其中Y为社会总产出,A表示社会技术水平,K为固定资本投入,L代表劳动投入,H代表人均受教育年限,L和H二者之积表示人力资本的投入量。

对(6)式两边分别取自然对数后,改用人均量表示,得到:

$$\ln y_t = \alpha + \beta_1 \ln k_t + \beta_2 \ln H_t + \epsilon_t \quad (7)$$

由于教育的公平性对经济增长的影响是正是负尚未确定,人均受教育年限和教育基尼系数又有很强的负相关性,为了不引起多重共线性,没有把二者纳入到同一个模型中,而将模型(7)中的解释变量人均受教育年限(H)用教育基尼系数(G^h)来代替,从而得到模型(8):

$$\ln y_t = \alpha + \beta'_1 \ln k_t + \beta'_2 \ln G_t^h + \epsilon_t \quad (8)$$

(二)变量定义及数据来源

1. Y(社会总产出)

本文采用的GDP数据为1997~2004年分省市统计资料,用GDP平减指数进行调整后得到各省市真实的人均GDP。为了与其它真实变量(real variables)一致,GDP平减指数以1991年为基年计算。

2. K(固定资本投入)

这里选择各省市的人均固定资产投资作为模型的解释变量。它是由各省市的真实固定资产投资总额除以各省市总人口得到的。真实固定资产投资总额是经固定资产投资价格指数(1991年=100)调整后的固定资产投资总额,数据时期为1997~2004年。

3. H(人力资本投入)

分别考察人力资本平均水平和人力资本分布不平等这两个方面对GDP的影响。用人均受教育年限代表人力资本平均水平,用教育基尼系数表示人力资本分布不平等的状况,这两个指标使用前面的计算结果,样本期为1997~2004年。

(三)模型设定及估计结果

由于样本数据既涉及时间序列数据,又包括横截面数据,所以需要判断是否有必要采用面板数据(panel data)模型,以及需要采用李子奈等提出的情形1、情形2和情形3中的哪一种模型形式^[5](第133页)。检验方法采用协方差检验,该检验是通过两个F检验来进行的。经检验发现两个假设均被拒绝,这表明中国31个省市间的物质资本投资和人力资本存量存在着显著的差异,故不能建立一个统一的模型,于是考虑将全国分为东、中、西3个组来分别建模。用同样的方法来检验模型(8),也可得到类似的结论。

根据以往的地区划分,东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、广西和海南12个省市;中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南9个省市;西部地区包括重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆10个省市。再分别针对这三组地区检验模型(7)和模型(8),选用合适的模型形式。经检验确定对这三组地区均选择模型2,采用固定效应变截距模型:

$$\ln y_{it} = \alpha_{it} + \beta_{j1} \ln k_{it} + \beta_{j2} \ln H_{it} + \epsilon_{it} \quad (9)$$

$$\ln y_{it} = \alpha_{it} + \beta'_{j1} \ln k_{it} + \beta'_{j2} \ln G_{it}^h + \epsilon_{it} \quad (10)$$

其中, i 表示全国 31 个省市 ($i = 1, 2, \dots, 31$), j 表示三组地区 ($j = 1, 2, 3$), t 表示样本时期 ($t = 1, 2, \dots, 8$)。

1. 东部地区模型的估计结果:

模型(9)的估计结果	模型(10)的估计结果
$\hat{\beta}_{11} = 0.5258, \quad \hat{\beta}_{12} = -0.1848$ (15.1950) (10.2207)	$\hat{\beta}'_{11} = 0.6912, \hat{\beta}'_{12} = -0.9402$ (28.3624) (-9.2404)
$\hat{\alpha}_1 = 1.3701, \hat{\alpha}_2 = 1.4496, \hat{\alpha}_3 = 0.4960$	$\hat{\alpha}'_1 = 0.0363, \hat{\alpha}'_2 = 0.1868, \hat{\alpha}'_3 = 1.6684$
$\hat{\alpha}_4 = 0.1753, \hat{\alpha}_5 = 0.9207, \hat{\alpha}_6 = 0.9085$	$\hat{\alpha}'_4 = 1.4022, \hat{\alpha}'_5 = 0.3555, \hat{\alpha}'_6 = 2.1130$
$\hat{\alpha}_7 = 0.3277, \hat{\alpha}_8 = 0.1582, \hat{\alpha}_9 = 1.0781$	$\hat{\alpha}'_7 = 1.4489, \hat{\alpha}'_8 = 1.3179, \hat{\alpha}'_9 = 2.2960$
$\hat{\alpha}_{10} = 0.8383, \hat{\alpha}_{11} = 0.1525, \hat{\alpha}_{12} = 1.6900$	$\hat{\alpha}'_{10} = 1.9357, \hat{\alpha}'_{11} = 1.3356, \hat{\alpha}'_{12} = 0.4698$

2. 中部地区模型的估计结果:

模型(9)的估计结果	模型(10)的估计结果
$\hat{\beta}_{21} = 0.4252, \quad \hat{\beta}_{22} = 0.1479$ (17.8299) (6.9525)	$\hat{\beta}'_{21} = 0.4494, \hat{\beta}'_{22} = -0.7771$ (19.8196) (-6.3313)
$\hat{\alpha}_{13} = 1.0188, \hat{\alpha}_{14} = 0.7381, \hat{\alpha}_{15} = 0.9588$	$\hat{\alpha}'_{13} = 2.7044, \hat{\alpha}'_{14} = 2.5447, \hat{\alpha}'_{15} = 2.7191$
$\hat{\alpha}_{16} = 1.3565, \hat{\alpha}_{17} = 2.0160, \hat{\alpha}_{18} = 1.4031$	$\hat{\alpha}'_{16} = 3.0724, \hat{\alpha}'_{17} = 3.7205, \hat{\alpha}'_{18} = 3.0882$
$\hat{\alpha}_{19} = 2.1119, \hat{\alpha}_{20} = 1.8754, \hat{\alpha}_{21} = 1.8337$	$\hat{\alpha}'_{19} = 3.7997, \hat{\alpha}'_{20} = 3.6140, \hat{\alpha}'_{21} = 3.5192$

3. 西部地区模型的估计结果:

模型(9)的估计结果	模型(10)的估计结果
$\hat{\beta}_{31} = 0.5250, \quad \hat{\beta}_{32} = 0.0307$ (25.9616) (2.7879)	$\hat{\beta}'_{31} = 0.5519, \hat{\beta}'_{32} = -0.1548$ (32.5268) (-1.9006)
$\hat{\alpha}_{22} = 2.8988, \hat{\alpha}_{23} = 3.9302, \hat{\alpha}_{24} = 2.5671$	$\hat{\alpha}'_{22} = 3.0930, \hat{\alpha}'_{23} = 4.1357, \hat{\alpha}'_{24} = 2.7850$
$\hat{\alpha}_{25} = 3.0292, \hat{\alpha}_{26} = 0.2040, \hat{\alpha}_{27} = 2.8205$	$\hat{\alpha}'_{25} = 3.2211, \hat{\alpha}'_{26} = 0.3018, \hat{\alpha}'_{27} = 3.0515$
$\hat{\alpha}_{28} = 2.4023, \hat{\alpha}_{29} = 0.6638, \hat{\alpha}_{30} = 0.7284$	$\hat{\alpha}'_{28} = 2.6309, \hat{\alpha}'_{29} = 0.8652, \hat{\alpha}'_{30} = 0.9513$
$\hat{\alpha}_{31} = 2.0860$	$\hat{\alpha}'_{31} = 2.3075$

(四)对模型估计结果的分析

从上面 3 个地区的回归分析结果中可以得出以下几点结论:

1. 人均固定资产投资对人均 GDP 增长的贡献在各个地区有较大的差异, 东部地区最高, 达到 69%, 西部地区次之, 在 55% 左右, 中部地区相对较低, 稳定在 40% 以上。造成中部地区“掉尾”这种现象, 可能是由于西部大开发使西部原本落后的投资增长速度大大高于中部, 以及西部大开发所享受的一系列优惠政策。

2. 人均受教育年限在 3 个地区的回归系数都为正, 说明人均受教育年限越高对经济增长的贡献也越大。相对于教育基尼系数对经济增长的强烈影响, 人均受教育年限的贡献偏小, 这可能因为我国经济还是以投资驱动为主的粗放式的经营方式, 人力资本平均水平对经济增长的贡献不明显; 也可能是因为人均受教育年限这个指标不能很好地代表人力资本投入。

3. 教育基尼系数对经济增长有负的影响。与王家赠^[2](第 10 17 页)的研究结果不同, 本文研究发现, 教育基尼系数对经济增长有负的贡献率。这种负的影响在三组地区间有着程度上的差异, 说明东部和中部地区的经济增长对人力资本分布平等性的依赖程度要超过西部地区。

三、政策建议及未来的研究方向

本文主要从居民人均受教育程度和受教育分布平均程度这两个方面对中国教育发展的状况做了分析,并进行了建模、估算等实证研究。结果表明,相对于教育基尼系数对经济增长的负影响,人均受教育年限对经济增长的影响为正,且教育基尼系数与人均受教育年限之间也存在一定的相关性。基于此,本文提出以下几点看法。

(一)降低教育基尼系数,促进教育公平

1. 大力普及义务教育

前文的研究表明,人均受教育年限和教育基尼系数这两个指标间存在着明显的负相关性,并且2003年的从业人口人均受教育年限也仅有8.32年,于是可以考虑通过增加受教育者的受教育年限来降低教育基尼系数。教育的普及是缩小城乡间、地区间人力资本发展差距的一个重要措施,尤其要将基础教育确立为义务教育,并作为一项长期的制度贯彻、落实下去。从跨国比较来看,目前全世界有170多个国家都在实行义务教育制度,但只有我国的义务教育不是完全免费的,“义务教育”成了一句只停留在字面上的口号。令人欣慰的是,国家正决心将收费的义务教育模式彻底摒弃。在最近教育部发布的《中国全民教育国家报告》中提出,力争到2010年在全国农村地区全部实行“免费义务教育”,2015年在全国普遍实行“免费义务教育”。

2. 允许多种形式的教育投入

我国作为一个发展中国家,需要普及义务教育来保证教育的公平性,缩小经济发展过程中的收入差距;同时,我国作为一个后发国家,又要率先实现人力资本的“赶超”,以此作为进一步追赶的条件。而在经济不够发达的条件下,既要加大固定资本的投资,又要加大教育的经费投入,对于政府而言,这确实是一个两难的选择。解决这个问题需要采取一系列措施,其中包括允许私人投资办学,启动高等教育贷款让受教育者自己投资,政府则将有限的教育经费更多地用于基础教育,特别是广大农村、落后地区的义务教育。

3. 建立学费标准听证会制度

城乡之间、地区之间以及社会各阶层之间,贫富差距越来越大,形成了一种“马太效应”,即富者愈富,贫者愈贫,也由此导致了教育中的非均等程度扩大。最近零点调查与指标数据共同发布的《2005年中国居民生活质量指数研究报告》也证实了教育花费对普通居民而言负担过重:教育花费成为城乡居民致贫的首要原因,而“缺乏知识和技能”是城乡居民对挣不到钱的一致归因之一。为降低教育费用、提高教育质量,要切实做好学校收费管理工作,严厉禁止学校违规收费,可考虑建立学费标准听证会制度,确定科学合理的学费标准。听证会可在中央与省一级政府进行,听证会可由政府有关机构代表(教育、计划、财政和税收)、学校代表、学生及家庭代表和有关专家学者组成。通过各方代表的充分讨论协商,提供一种或几种方案,最后按照属地原则,由省一级地方政府决定。这样做能让付费者具有知情权,有助于更好地实现教育公平。

(二)未来的研究方向

对于教育与经济增长的关系这一论题,将来的研究可以考虑从三个方面展开:(1)研究人力资本地域分布差异的影响因素,及其对经济增长的作用机理,对教育受益与收入不平等的关联性进行计量经济检验。(2)在对人力资本分布差异的概念及其机理做充分研究的基础上,再结合各国人力资本分布差异对经济增长的影响,提出相应的政策建议与措施。(3)打破同质人力资本的假设,区分不同层次的人力资本,研究差异性人力资本在经济增长中的作用,为进一步解决经济增长问题奠定理论基础。

[参 考 文 献]

- [1] Birdsall, N. & J. L. Londoño. Asset Inequality Matters: An Assessment of the World Bank's Approach to Poverty Reduction[J]. *American Economic Review*, 1997, 87(2).
- [2] 王家赠. 教育对中国经济增长的影响分析[J]. *上海经济研究*, 2002, (3).
- [3] 叶茂林, 郑晓齐, 王 斌. 教育对经济增长贡献的计量分析[J]. *数量经济技术经济研究*, 2003, (1).
- [4] Castelló, A. & R. Doménech. Human Capital Inequality and Economic Growth: Some New Evidence[J]. *The Economic Journal*, 2002, 112(478).
- [5] 李子奈, 叶阿忠. 高等计量经济学[M]. 北京:清华大学出版社, 2000.
- [6] Barro, R. J. & J. W. Lee. International Measures of Schooling Years and Schooling Quality[J]. *American Economic Review Papers and Proceedings*, 1996, 86(2): 218-223.
- [7] Barro, R. J. & J. W. Lee. International Data on Educational Attainment: Updates and Implications[J]. *Oxford Economic Papers*, 2001, 53(3): 541-563.
- [8] Islam, N. Growth Empirics: A Panel Data Approach[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110(4): 1127-1170.
- [9] Caselli, F. & G. Esquivel, F. Lefort. Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross Country Growth Empirics[J]. *Journal of Economic Growth*, 1996, 1(3): 363-389.
- [10] 胡鞍钢. 从人口大国到人力资本大国: 1980-2000 年[J]. *中国人口科学*, 2002, (5): 1-10.
- [11] López, R. & V. Thomas, Y. Wang. Addressing the Education Puzzle: The Distribution of Education and Economic Reform[R]. *World Bank Policy Research Working Paper #2031*, 1998.
- [12] Thomas, V. & Y. Wang, X. Fan. Measuring Education Inequality: Gini Coefficients of Education[R]. *World Bank Policy Research Working Paper #2525*, 2001.
- [13] 周 凯. 调查结果显示——教育花费成为城乡居民致贫首因[N]. *中国青年报*, 2006-02-08(6).

(责任编辑 邹惠卿)

Distribution of Education and Human Capital upon China's Economic Growth: Effects

FU Zheng

(School of Economics & Management, Wuhan University, Wuhan 430072, Hubei, China)

Biography: FU Zheng (1979), female, Doctoral candidate, School of Economics & Management, Wuhan University, majoring in dynamic economics.

Abstract: China's unequal distribution of education is measured by two indexes: residents' average education attainment and residents' education gini coefficient, and finds out the following facts: the whole education level is still low; the average human capital stock level and the equal distribution of education have positive and negative effects to the economic growth respectively; the economic growth of east and central regions have greater dependence on the equality of human capital than the west. To improve our distribution of education, we should promote the compulsory education, allow multiple sources of educational inputs, and establish the procedure of tuition fee hearing, so as to achieve equitable growth of education.

Key words: distribution of education; average education attainment; education gini coefficient